

中国地方政府间支出竞争研究*

——基于中国省级面板数据的经验证据

□李 涛 周业安

摘要 :分税制的实施在中国的多级政府体制内部形成了事实上的财政分权体制,这种财政分权体制使得地方政府在财政支出方面可能展开竞争。究竟这种支出竞争是否存在?如果存在的话,是表现为策略互补还是策略替代?利用1999~2005年中国省级面板数据,本文采用空间计量模型对以上问题进行了实证分析。主要研究发现包括:各省份人均实际本级财政支出总量和行政管理费支出表现出显著的策略替代特征,而各省份人均实际基本建设、教育、科学、医疗卫生、预算外等支出都表现出显著的策略互补特征;此外,各省份人均实际本级财政支出总量、基本建设和行政管理费支出都表现出显著的时间上的路径依赖特征。我们结合中国的实际情况对这些发现进行了深入探讨和分析。

关键词 :分权 支出竞争 路径依赖

一、导言

中国的改革开放不仅在国家和社会之间进行了基于市场的分权,而且也在多级政府体制内部进行了适当的分权,后者的核心就在于构建一个和市场化相适应的财政分权体制。无论是早期的财政包干制度还是后来的分税制,都试图以制度的形式来形成不同层级政府之间财权和事权的合理划分,尤其是分税制的实施最终把这种权利划分稳定下来。当地方政府有了相应的财权和事权后(即便这种权利不是立法层面的,而是执行层面的),也就有了相互竞争的政策工具。而逐步深化的市场化环境给这种辖区竞争提供了条件。

地方政府为什么在分权的制度下会展开竞争?其实道理很简单。如果地方政府有发展当地经济的压力,并且出于公益动机有增进当地居民福利的动力,那么就会设法在市场上吸引要素流入,尤其是吸引资本流入,以促进当地的经济增长。李涛和周业安(2008)的确发现了地方政府间支出竞争影响经济增长的经验证据^①。如果地方政府的决策者还要试图满足某些寻租的动机以及其他自利目标,这同样也需要增进当地的总体财富水平。显然,当每个地方政府都试图在市场上吸引更多的要素流入本地时,辖区之间的竞争就会发生。在特定的中国式分权体制下,进一步考虑到中央对地方采取的相对绩效考核制度(周黎安,2004,2007;周黎安等,2005所强调的),这种辖区竞争将更为激烈和复杂。对地方政府来说,如何才能更好地吸引要素流入呢?关键就是给流入的要素更多的利益。地方政府可以通过调整税收政策来降低流入要素的税负;也可以通过调整支出政策来给流入要素创造外部经济;还可以通过其他制度手段来降低流入要素的成本,如此等等。其中支出竞争无疑是非常重要的—种手段。

本文将侧重研究地方政府间的支出竞争。地方政府支出可以从两个层面来理解:首先,这种支出可以看成是地方政府对自身所掌握资源的运用,无论是把资源用于寻租,抑或用于公共利益,都是资源的使用而已。在总体资源给定的前提下,地方政府若试图更多地使用资源,就必须通过策略实施来和其他辖区竞争,以获取更多的资源。其次,从本质上看,地方政府支

* 本研究得到“新世纪优秀人才支持计划(NCET)”、国家社科基金项目“地方政府竞争与经济增长”(项目批准号04BJL019)和国家自然科学基金项目“基于社会互动的投资者参与理论”(项目批准号70703037)的资助。作者感谢中国人民大学经济学院“行为和制度经济学前沿”讨论组成员的有益评论,当然文责自负。

出是一种公共支出,通过资源的使用,向当地居民、企业及其他组织提供各种类型的公共品。由于公共品存在某些非排他性和非竞争性特征,所以不可避免地会产生对非本地居民、企业及其他组织的溢出效应。无论是非本地居民、企业及其他组织是否有意免费乘车,一个辖区公共品供给的好处都可能惠及于此。比如某个辖区改善了环境,当然会使得周边辖区的居民感到来自空气以及花草的愉悦。

地方政府支出的这些特性必然会导致辖区之间的支出竞争复杂化。首先,一种竞争来自对民间资源的争夺。如果一个辖区的地方政府能够在公共资源的使用上精打细算,那么就说明该政府效率高;如果一个辖区公共品供给充分且有效,那么就相当于给当地企业和居民创造了外部经济,这两个条件都会吸引资本和劳动的流入,而如果其他辖区没有采取相应的对策,那么就会导致这些辖区资本和劳动的流出。结果,不同辖区之间通过市场竞争获得了差别性的资本和劳动,这就必然导致彼此增长率的差异性。很显然,经济发展好的辖区财富积累更快,无论是对于地方政府的政绩考核还是对官员的私人收益,都更有利。基于此,地方政府之间如果认识到这个道理,就会通过地方政府支出来展开竞争。可以预见,如果某个辖区的某种支出水平和结构更为有效,那么在竞争压力下,其他辖区就可能模仿该辖区的支出行为,从而导致支出结构和水平的趋同。在理论上,我们可以把这种现象称之为策略互补型的支出竞争。

其次,如果某个辖区致力于公共品的供给,即使考虑到公共品的空间限制,那么溢出效应也仍然可能出现。比如教育:如果某个辖区对教育的投入较大,那么其他辖区的居民就可能在不流动的前提下把子女送到该辖区来接受教育,这就是典型的免费乘车行为。或者说,该辖区受到良好教育的人较多,竞争激烈,那么一部分人就可能迁移到周边辖区。这样,即使其他辖区没有增加教育投入,也仍然可能享受教育改进的好处。医疗以及其他方面的支出均可能如此。如果出现这种情形,那么我们就说,这是一种策略替代型的支出竞争。

当然,还存在最后一种情形。给定预算约束是软的,各地方政府尽可能多地使用资源,因为使用的资源越多,那么获得的资源也就越多。因此,在转

型经济中,地方政府预算最大化并不一定来自政府官员的私利追求,而可能是来自政府层级的预算约束软化本身。这就相当于一个家庭中,兄弟姐妹都尽可能追求预算最大化,目的就是尽可能多地从父母手中获得更多的支持。给定这种情形的出现,就使得支出竞争的讨论变得复杂。也就是说,即使出现了策略互补或者策略替代的信号,也未必能够断定就是这两种类型的竞争。这就是研究中国地方政府支出竞争的复杂之处。

本文基于现有研究文献的思路,对中国地方政府支出竞争问题进行定量研究,试图揭示我国地方政府支出竞争是否存在以及这种竞争的性质。国内现有的研究还非常匮乏,仅有极少数文献做了初步的探讨。本文将首次系统地研究中国地方政府支出竞争行为。为了更为准确地理解这种支出竞争,我们不仅打算探讨地方政府支出总量上的竞争行为,而且还探讨若干对经济发展有着重要影响的支出科目的竞争行为,比如基本建设支出、教育支出、医疗卫生支出等。由于地方政府竞争实际上是在空间上进行策略互动,因而一般的计量经济学模型也就无法适用。一些学者开始尝试运用空间计量经济学模型来研究辖区之间的空间策略互动问题。就支出竞争来说,空间计量经济学模型得出的回归系数估计值只是揭示了支出竞争是否存在以及表现如何的可能性,这些系数也有可能根本无法说明地方政府的支出竞争行为。但无论如何,只有测度了相关的系数,才能够接近问题的真相。本文分以下几个部分讨论相关的问题:第一部分是引言,给出研究意图、背景和意义;第二部分是简要的文献综述;第三部分是计量模型的构建;第四部分是数据来源说明;第五部分是回归分析;最后是进一步的讨论和结论。

二、相关文献回顾

国外关于支出竞争的研究得到了比较复杂的发现。支出竞争的最早检验来自 Case、Rosen 和 Hines(1993),他们基于 1970~1985 年美国各州数据的研究发现,一个州的人均支出和邻州的人均支出显著正相关。邻州人均支出每增加 1 美元,本州人均支出会增加 70 多美分,说明美国各州之间存在支出的策略互补。Kelejian 和 Robinson(1993)通

过研究美国 760 个县 1980、1982 和 1987 年的警察支出数据同样发现了支出模仿证据。后续研究在此基础上展开,并得到了类似的支出策略互补发现,如 Revelli(2002)和 Baicker(2005)分别基于英国和美国地方政府的研究。不过后来的研究也发现,支出模仿的程度取决于空间权重矩阵的选择。

除了对支出总量竞争的分析外,一些研究考虑了不同类型财政支出之间的互动关系,但结论各异。首先,一些研究支持了支出模仿结论。基于 1999 年 93 个法国辖区的数据,Freret(2006)发现,社会和健康支出的横向竞争存在,并且是互补关系,支出反应函数的斜率是 0.364。使用 2000 年 246 个意大利城市数据,Ermini 和 Santolini(2007)发现,在总支出方面,邻区增加 1 欧元支出,本辖区的支出增加 0.24 欧元。分类考察,在警察支出方面,邻区增加 1 欧元支出,本辖区的支出增加 0.43 欧元;道路支出方面,邻区增加 1 欧元支出,本辖区的支出增加 0.464 欧元。其次,一些研究支持了支出溢出结论。Schaltegger 和 Zemp(2003)基于瑞士 Lucerne 州 20 世纪 90 年代的城市数据发现,在公共安全支出方面,次级城市和中心城市之间的确存在策略互动关系,中心城市支出增加 10%会导致次级城市支出降低 3%。Lundberg(2006)基于 1981~1990 年瑞士 276 个城市的数据,并使用了 3 种空间权重模型,都发现文化娱乐支出反应函数的斜率分别为 -0.315、-0.564、-0.594。第三,一些研究发现了支出模仿和溢出效应同时存在的证据。基于 2002 年德国 435 个地方政府的数据,Borck、Caliendo 和 Steiner(2007)发现科学、研究和文化支出以及社会福利支出存在溢出效应,其他支出项目存在模仿效应。最后,还有一些研究没有发现支出竞争的证据。基于美国 48 个州 1977~2002 年的数据,Coughlin、Garrett 和 Hernandez-Murillo(2006)发现,总支出以及健康和医疗支出没有显著的策略互动。

国内研究方面,最近少数学者开始运用空间计量经济学模型研究中国地方政府间的支出竞争问题。基于 1995 年和 2005 年的省级数据。李永友和沈坤荣(2008)发现:经济建设支出在 1995 年没有显著的策略互动,而在 2005 年则具有了显著且稳健的策略互补;文教卫生支出在 1995 年存在策略替代但不稳健,而在 2005 年显著的策略互动消失

了。社会保障支出在 1995 年存在策略互补但不稳健,2005 年同样没有显著性。基于 2001~2005 年的省级数据,邵军(2007)发现,地方财政支出在总量上和基建支出方面存在着显著且稳健的模仿现象,但教育科技支出的策略互动基本不显著。

从现有的这两篇国内研究文献看,已经发现了支出竞争的明显证据,但这些证据又可能存在较多的争议。首先,在这些研究中,样本时间的选取并没有给出充分的理由。在李永友和沈坤荣(2008)的研究中,选择了 1995 年作为研究起点是比较恰当的,因为分税制刚刚开始实施。但仅仅比较 1995 年和 2005 年则显得有点随意,因为这两个时段的比较并没有明显意义。而邵军(2007)选择了 2001~2005 年的连续时期,克服了李永友和沈坤荣的不足,但把 2001 年作为起点也缺乏充分理由。当然,对我国地方政府支出竞争的研究不可避免地受到数据限制,比如统计口径的变动、指标含义的变动、支出分类的改变等。因而在选择数据期限时总会不尽如人意。在本文中,我们将尽量克服数据限制,把研究期限拉到最长,以期尽可能全面揭示我国地方政府支出竞争的性质。其次,在这些研究中,都没有进行支出科目的细分。尽管都讨论了经济建设支出,但对文教卫支出并没有分类。而从公共品性质的角度看,文化、教育和卫生显然存在着很大的差异性。如果不进行细分,可能会导致结果没有意义。在社会保障支出方面,由于大部分省份受到农村人口的限制,所以是否存在支出竞争是有疑问的。如果在城市层面上研究社会保障支出竞争,可以理解。但在省份层面上,我们认为目前来说意义不是很大。因此,在本文中,我们细分了教育、医疗等最重要的准公共品支出,但没有讨论社会保障支出。

三、计量模型的构建与分析方法

(一)计量模型的构建

本文将使用中国各省级行政区的面板数据来构造解释中国地方财政支出总量和科目的计量模型。在各种解释变量中,我们最为关心的是地方财政支出总量和科目的空间滞后变量,通过观察这些空间滞后变量在回归结果中系数是否显著以及符号如何来研究各省份之间在财政支出总量和科目上是否存在竞争?如果存在支出竞争的话,是表现

为策略互补(模仿效应)还是策略替代(溢出效应)?

与李永友和沈坤荣(2008)、邵军(2007)采用的横截面数据模型不同,我们使用了能够同时考虑同一时点上各省区间和不同时间同一省区间的财政支出总量和科目决策差异的面板数据模型来研究中国省级政府的支出竞争问题。面板数据模型具有横截面数据模型所无法比拟的优点,如对回归系数的推断更加精确、对政府财政支出决策的复杂性考虑更加周全等(Hsiao,2007)。因此,最近的财政支出决策文献更多地使用了面板数据格式(Shelton,2007),我们也遵从这种做法,构造了如下的计量模型:

$$Y_{it}=a+b \times Y_{i,t-1}+c \times X_{it}+d \times (W \times Y)_{it}+h \times (W \times Y)_{i,t-1}+p_i+t_i+e_{it} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 是省份*i*在年度*t*的人均本级财政支出的总量和科目。 $Y_{i,t-1}$ 是 Y_{it} 的滞后一年形式,引入 $Y_{i,t-1}$ 考虑到了地方财政支出决策存在路径依赖的可能,即一个省份当前的财政支出决策可能受到它过去财政支出决策的影响。在现有文献的基础上,我们不仅将讨论地方财政支出总量上可能存在的竞争,而且还将研究一些主要的细分科目所代表的公共支出是否存在竞争。这些细分科目包括基本建设、教育、科学、医疗卫生、行政管理费用以及预算外等6项支出。进行这种划分的依据主要有3个:一是该项支出是否在总支出中占有重要份额,即我们仅仅讨论对地方公共品供给具有重大影响的支出科目;二是该项支出是否对地方政府吸引资源产生重大影响,前面我们已经论及,虽然社会保障支出非常重要,但在省级层面上,由于没有社会保障的大量农村人口的存在,使得讨论省级社会保障支出的竞争显得意义不大;三是社会上和理论界都争议较大的支出,比如行政管理费支出和预算外支出,这两项支出涉及政府私利行为的重要信息,我们也纳入讨论。 X_{it} 包括一系列在年度*t*可能影响到省区*i*人均本级财政支出总量和科目的因素,根据平新乔和白洁(2006)、李涛和周业安(2008)、周业安和章泉(2008)、Borek,Caliendo和Steiner(2007)、Shelton(2007)的研究以及现有文献通行做法, X 包括各省份的人均国内生产总值、人口密度、人口结构、就业率、产业结构、开放度、城市化水平、

基础设施水平、固定资产投资比例、人力资本水平等变量。 W 是空间权重矩阵,反映了不同省份之间的空间相互关系。作为空间权重矩阵 W 与各省份人均本级财政支出总量和科目向量 Y 的乘积向量, $W \times Y$ 被称为各省份的人均本级财政支出总量和科目 Y 的空间滞后变量。 $(W \times Y)_{it}$ 是省份*i*在年度*t*的空间滞后形式的人均本级财政支出总量和科目,即在年度*t*除省份*i*外其他所有省份以空间权重形式加权平均的人均本级财政支出总量和科目。 $(W \times Y)_{i,t-1}$ 是 $(W \times Y)_{it}$ 的滞后一年形式。引入 $(W \times Y)_{it}$ 和 $(W \times Y)_{i,t-1}$ 分别考虑了地方财政支出决策的同期和跨期空间策略性互动可能,即本省份当期的地方财政支出决策可能受到当时或过去其他地方政府财政支出决策的影响。

a 是常数项, p_i 是地区固定效应, t_i 是年度固定效应, e_{it} 是省份*i*在时间*t*的残差项。 b 、 c 、 d 、 h 都是相应变量的回归系数或回归系数向量。其中,就模型(1)关心的地方财政支出竞争而言:如果 d 显著为正,则说明本年度地方政府财政支出存在着显著的策略互补;如果 d 显著为负,则说明本年度地方政府财政支出存在着显著的策略替代;如果 d 不显著,则说明本年度地方政府之间不存在着显著的财政支出竞争。 h 的解释与 d 相似,不同之处仅在于 h 反映的各种可能的空间策略互动存在于上一年度其他地方政府的财政支出决策与本年度本省份的财政支出决策之间,即跨期空间策略互动,而不是 d 所反映的当年的财政支出竞争^②。

(二)计量模型的分析方法

基于面板数据的回归模型(1)中,除了典型的地区和年度双向固定效应外,还存在着被解释变量动态变化和部分解释变量内生性可能两种特征:动态变化体现在我们用 $Y_{i,t-1}$ 来考虑地方财政支出决策存在路径依赖的可能;可能内生的解释变量不仅包括空间滞后变量 $(W \times Y)_{it}$,还包括一系列影响省份本级财政支出总量和科目的因素 X 。此外,先定变量 $(W \times Y)_{i,t-1}$ 在做去均值处理以消除省份固定效应时也会出现内生性可能。根据Madariaga和Poncet(2007)的分析,系统广义矩估计法(System General Method of Moments, 简称为System GMM)是目前最好的同时解决模型(1)中被解释变量动态变化和解释变量内生性可能(包括直接的同期内生

性可能和间接的先定变量去均值处理时跨期内生性可能)问题,并同时控制地区固定效应和年度固定效应的面板数据估计方法。

系统广义矩估计法是 Blundell 和 Bond(1998)在差分广义矩估计法(Difference GMM, Arellano and Bond, 1991)基础上进行的一个改进。在差分广义矩估计法中,如果被解释变量接近于一个随机游走过程,该变量历史的变化向现在传递的信息就会比较少,因此运用差分广义矩估计法就会产生较差的结果,这时候需要用系统广义矩估计法。在估计过程中,系统广义矩法同时使用一阶差分形式方程对应的矩条件和水平形式方程对应的矩条件来计算最优的权重矩阵,进而提供了无偏且有效的所有解释变量的回归系数估计值。系统广义矩法存在着第一阶段或两阶段估计的不同选择,尽管标准差的两阶段估计值更加渐进有效,但可能会被严重低估。因此,我们使用了 Windmeijer(2005)提出的对两阶段方差矩阵进行有限样本调整的方法^③,这使得与一阶段估计相比,两阶段稳健的 System GMM 得到的系数估计值更加有效^④。

四、数据来源和统计分析

改革开放以来,我国的财政管理体制经过了几次重大变革,核心内容就是合理划分中央和地方的责权利,本质上看,就是探索一个能够支撑经济持续稳定发展的财政分权体制。在分权的财政管理体制调试过程中,就制度特征而言,1994年分税制的实施可以说是一个分水岭。1994年以前,中央和地方通过不同的税收包干形式来实现分权,而1994年的分税制则第一次通过基本的法律框架把中央和地方的分权模式规定下来(周业安和章泉,2008)。尽管分税制的实施没有显著改变之前地方政府的财政支出责任(平新乔和白洁,2006),但是税收收入体制的巨大变化可能使得1994年开始的地方财政支出决策和以前相比产生了显著不同。考虑到这种分税制改革给地方财政支出决策带来的阶段性差异可能,以及这一变革产生效应的滞后可能,我们采用的数据时间段为1998~2005年。遵从文献中常用的中国省级行政区划方法:对于1997年后才成为直辖市的重庆市,我们把它1998~2005年的各种数据合并到四川省中;由于西藏数据

缺失非常严重,我们将它剔除在样本之外。此外,考虑到滞后一年的各省级行政区的人均财政支出总量和科目不能存在缺失值,最终的面板数据样本包括中国29个省级行政区在1999~2005年共计203个观测值。本文的数据主要来源于《中国统计年鉴》、《新中国五十年统计资料汇编》、《中国财政年鉴》和《中国人口年鉴》。

对应各省份的人均地方本级财政支出总量和科目 Y ,基于决算数据我们构造了如下指标:人均省份本级财政支出总量 $fiscalexpp$,等于各省份的年度本级财政支出总额除以其总人口;人均省份基本建设支出 $infraexpp$,等于各省份的年度基本建设支出除以其总人口;人均省份教育支出 $educationexpp$,等于各省份的年度教育支出除以其总人口;人均省份科学支出 $scienceexpp$,等于各省份的年度科学支出除以其总人口;人均省份医疗卫生支出 $healthexpp$,等于各省份的年度医疗卫生支出除以其总人口;人均省份行政管理费用 $adminexpp$,等于各省份的年度行政管理费用除以其总人口;人均省份预算外支出 $outbudexpp$,等于各省份的年度预算外支出除以其总人口。由于以上这些名义指标没有考虑到各省份可能不同的通货膨胀水平的影响,我们在使用以上变量时需要以各省份消费价格指数(CPI)对它们进行调整,得到相应的实际指标,其变量名为以上名义指标变量名后加字母“r”。滞后一年的各省份实际财政支出总量和科目 Y_{t-1} 为上述人均实际财政支出指标的滞后一年形式,其变量名为以上实际指标变量名加后缀“_lag1”。以上这些人均实际财政支出指标的单位都是元/人。

针对控制变量组合 X ,我们也分别构造了相应指标:各省份以1998年不变价格计算的人均实际国内生产总值,记作 $pgdp_{1998}$,单位是元;各省份的人口密度 $population_den$,等于各省份的总人口除以其总面积,单位是人/平方公里;各省份的人口结构用老年、幼年、壮年人口比例来衡量,分别记作 $pop65$ 、 $pop14$ 、 $pop1564$,分别等于各省份总人口中65岁以上(含65岁)的人口比例、14岁以下(不含14岁)的人口比例、14~65岁(含14岁但不含65岁)的人口比例^⑤;各省区的就业率 $employed_ratio$,等于各省份城乡就业人员在其总人口中的比例^⑥;各省份的产业结构 $firstgdpratio$,等于各省份的国内

生产总值中第一产业的比例^⑦; 各省份的开放度 openness, 等于各省份的进出口总额除以其国内生产总值; 各省份的城市化水平 urbanization, 等于各省份的非农业人口除以其总人口; 各省份的基础设施水平用该省份的铁路密度 railway_den 和公路密度 road_den 来衡量, 分别等于各省份的铁路营业里程和公路里程除以其总面积, 单位都是公里/平方公里; 各省份的固定资产投资比例 investment_gdp, 等于各省份的固定资产投资总额除以其国内生产总值; 各省份的人力资本水平 UC_student, 等于各省份的高等学校在校学生数除以其总人口。

考虑到变量的面板数据格式可能存在的非线性关系、非平稳序列等计量问题, 与 Madariaga 和 Poncet(2007)一致, 我们对以上所有解释变量和被解释变量都采用了自然对数形式, 相应的变量名加上了前缀“ln_”^⑧。

当年空间滞后的人均财政支出变量 $(W \times Y)_t$ 是空间权重矩阵 W 与实际的人均本级财政支出总量和基本建设、教育、科学、医疗卫生、行政管理费用以及预算外等科目支出变量 Y_t 的乘积。这些变量的名称用前缀“wln_”与原变量名称复合而成, 单位是元/人。类似地, 我们也得到了滞后一年的空间滞后变量 $(W \times Y)_{t-1}$ 其名称为原变量名称与前缀“wln_”、后缀“_lag1”复合而成, 单位是元/人。

基于面板数据的空间权重矩阵 W 是一个 $NT \times NT$ 的矩阵, 它是基于横截面数据的空间权重矩阵的一个扩展; N 为省级行政区数, 即 29; T 为年份数, 即 7。 W 反映的是每个年度 T 内 N 个省区的空间关系, 具体形式如下:

$$W = \begin{bmatrix} w_{1999} & 0 & 0 \\ 0 & \cdot & 0 \\ 0 & 0 & w_{2005} \end{bmatrix}_{203 \times 203}$$

其中, $w_{1999}, \dots, w_{2005}$ 分别表示 1999~2005 年 29 个省级行政区的空间权重矩阵 w 。鉴于本文采用的基于地表距离的空间关系是不随时间变化的, 因此我们有 $w_{1999} = \dots = w_{2005}$ 。对于每一个 w 而言, 该矩阵中的元素 w_{ij} 反映了第 i 省区与第 j 省份在空间中的相互关系。理论上 3 个关于空间权重矩阵 w 的假设: w_{ij} 是已知常数, 这排除了空间权重矩阵参数化的可能; 矩阵 w 所有对角线元素都是 0, 这说明没有一个省份能够被看作是自己的空间邻居; 矩阵 w 特

征根是已知的, 这使得空间权重矩阵的特征根以及空间回归模型的对数似然方程可以被精确计算出来(Elhorst, 2003)。本文中, $w_{ij} = 1/d_{ij}$, 与 Madariaga 和 Poncet(2007)一致, d_{ij} 表示的是省级行政区 i 的省会城市和省级行政区 j 的省会城市间的地表距离, 具体的距离数据来自空间地理科学网站 <http://www.geobytes.com>。这一网站中的“City Distance Tool”栏目提供了根据各个城市的经度和纬度位置所计算城市间的地表距离。进一步地, 我们对空间权重矩阵 w 进行了行标准化, 使得每一行之和为 1^⑨。

表 1 汇报了主要回归变量的统计分析结果。

五、回归分析

在回归分析中, 我们重点考察了人均实际各省份的财政支出总量与基本建设、教育、科学、医疗卫生、行政管理费用以及预算外等 6 项具体支出是否存在竞争? 如果存在竞争的话, 是表现为策略互补还是策略替代? 表 2 汇报了采用系统广义矩估计法对空间计量模型(1)进行分析的 7 组实证结果(1)~(7), 分别对应以上 7 种不同的财政支出指标。回归模型中的控制变量包括各省份的人均实际国内生产总值、人口密度、人口结构、就业率、产业结构、开放度、城市化水平、基础设施水平、固定资产投资比

表 1 主要回归变量的统计分析结果(观测值=203)

	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
ln_fiscalexppr	7.136	7.073	0.583	6.046	9.056
ln_infraexppr	4.905	4.760	0.812	3.287	7.561
ln_educationexppr	5.253	5.197	0.525	4.185	6.859
ln_scienceexppr	1.968	1.893	0.771	0.809	4.549
ln_healthexppr	3.973	3.881	0.619	2.838	5.976
ln_adminexppr	4.732	4.732	0.455	3.781	6.029
ln_outbudexppr	5.557	5.444	0.546	4.411	6.875
wln_fiscalexppr	7.050	7.107	0.369	6.372	7.778
wln_educationexppr	5.180	5.246	0.353	4.526	5.860
wln_scienceexppr	1.915	1.916	0.238	1.483	2.601
wln_healthexppr	3.916	3.903	0.295	3.426	4.632
wln_eshexppr	5.585	5.620	0.334	4.984	6.278
wln_adminexppr	4.645	4.686	0.371	4.035	5.351
wln_outbudexppr	5.557	5.562	0.154	5.138	5.947
ln_pgdp1998	9.087	8.980	0.558	7.807	10.685
ln_population_den	5.377	5.533	1.247	1.964	7.944
ln_pop65	-2.598	-2.563	0.391	-6.426	-1.871
ln_pop14	-1.579	-1.522	0.254	-2.431	-1.194
ln_pop1564	-0.346	-0.350	0.050	-0.455	-0.235
ln_employedp_ratio	-0.377	-0.350	0.144	-0.699	-0.066
ln_firstgdpratio	-2.000	-1.820	0.687	-4.736	-0.970
ln_openness	-1.681	-2.026	0.975	-3.135	0.629
ln_urbanization	-1.055	-1.036	0.442	-1.934	-0.116
ln_railway_den	-4.419	-4.356	0.844	-6.784	-2.647
ln_road_den	-1.231	-1.038	0.839	-3.887	0.252
ln_investment_GDP	-0.937	-0.933	0.258	-1.463	-0.192
ln_UC_student	-5.013	-5.047	0.669	-6.488	-3.334

注:篇幅所限,滞后一年变量的统计分析结果此处省略。

例、人力资本水平等变量^⑩。

系统广义矩估计法对差分广义矩估计法的改进的一个前提条件是：被解释变量是一个非平稳的时间序列。因此根据 Roodman(2006)的建议,在进行回归分析之前,我们对各种被解释变量进行了单位根检验。检验结果显示:尽管在采用滞后 1 年的检验方法时,所有的被解释变量都呈现出平稳的时间序列特征;但是在使用滞后两年或两年以上的检验方法时,所有的被解释变量都呈现出了非平稳的时间序列特征。由于在表 2 汇报的估计结果中使用的都是至少滞后两年的工具变量组合,因此单位根检验结果支持了我们使用系统广义矩估计法^⑪。

表 2 1999~2005 年人均实际省份本级财政支出总量和科目支出的广义矩回归结果

财政支出种类 回归结果	总量 (1)	基本建设 (2)	教育 (3)	科学 (4)	医疗卫生 (5)	行政管理费 (6)	预算外 (7)
wY ^a	-0.11 (0.184)	0.617 (0.429)	0.165 (0.152)	-0.268 (0.344)	0.427 (0.275)	-0.038 (0.108)	0.790** (0.302)
Y_lag1 ^b	0.982** (0.389)	0.628** (0.229)	0.487 (0.478)	0.313 (0.624)	0.282 (0.256)	0.004** (0.002)	0.238 (0.677)
wY_lag1 ^c	-0.359* (0.195)	0.886** (0.364)	0.242** (0.116)	0.194* (0.105)	0.468** (0.204)	-0.258* (0.140)	0.569 (0.450)
ln_pgdp1998	-1.166 (0.718)	-0.988 (2.779)	0.626* (0.338)	0.346 (0.947)	-0.387** (2.046)	1.372 ^d (2.046)	3.209 (3.160)
ln_population_den	0.145 (0.439)	-2.55 (2.211)	-0.525 (0.519)	-0.587 (2.346)	0.871 (3.107)	-0.477** (0.225)	4.31 (3.106)
ln_pop65	-0.004 (0.027)	0.104 (0.083)	0.064 ^d	-0.001 ^d	0.021 (0.072)	0.048** (0.021)	0.111 (0.173)
ln_pop14	-0.567 (0.568)	-4.206** (1.895)	0.515 (0.856)	-0.764 (1.826)	-0.357 (0.945)	-0.389*** (0.132)	2.587 (1.825)
ln_pop1564	-2.992* (1.711)	-19.134** (8.263)	1.859 (2.514)	-0.834 (5.794)	-3.877 (3.665)	1.826 ^d (3.665)	7.269 (5.804)
ln_employedp_ratio	0.085 (0.655)	-4.499 (2.944)	0.501 (0.959)	0.515 (0.793)	-0.573 (1.116)	0.723** (0.343)	1.717 (1.943)
ln_firstgdpratio	-0.314 (0.211)	-1.504** (0.720)	-0.016 (0.172)	-0.422 (0.540)	0.053 (0.479)	0.08 (0.264)	-0.174 (0.489)
ln_openness	-0.086 (0.182)	-0.088 (1.242)	0.069 (0.145)	-0.335 (0.975)	0.356 (0.266)	-0.186 (0.126)	0.248 (0.451)
ln_urbanization	-0.137* (0.070)	-0.395 (0.286)	-0.252* (0.124)	0.049 (0.336)	-0.038 (0.200)	-0.131 (0.103)	-0.396 (0.340)
ln_railway_den	0.038 (0.262)	-0.007 (0.634)	-0.081 (0.105)	0.138 (0.207)	0.207 (0.259)	0.034 (0.222)	-0.684 (0.617)
ln_road_den	0.118 (0.254)	0.319 (0.459)	0.557 ^d	-0.091 (0.642)	-0.192 (0.260)	0.254 (0.419)	0.026 (0.254)
ln_investment_GDP	0.022 (0.459)	-0.242 (2.426)	-0.66 (0.447)	0.923 (0.682)	0.191 (0.616)	0.134 (0.211)	-1.386 (1.332)
ln_UC_student	0.573 (0.426)	1.593 (1.915)	0.651 (0.392)	-0.378 (0.527)	0.184 (0.679)	-0.155 (0.429)	2.794** (1.343)
常数项	13.896** (6.208)	8.302 (13.793)	2.731 (2.572)	-1.851 (18.304)	-1.541 (31.528)	-4.005 (3.984)	-36.312 (41.230)
AR(1)检验: z值	-4.48***	-1.74*	-1.65*	-3.30***	-2.19**	-2.35**	-2.21**
AR(2)检验: z值	-1.27	0.43	-0.66	0.41	-1.35	0.24	-0.60
Hansen检验: chi2值	1.74	4.45	3.97	4.40	5.01	6.56	4.64
观测值	203	203	203	203	203	203	203

注: 回归结果 (1)~(7) 的被解释变量分别是 ln_fiscalexppr、ln_infraexppr、ln_educationexppr、ln_scienceexppr、ln_healthexppr、ln_adminexppr、ln_outbudexppr。***(**、*)表示回归系数显著性水平为 1%(5%、10%),括号中是标准差。回归方程中还包括了 2000~2005 年各年度的年度虚拟变量,篇幅所限,其回归结果此处省略。水平方程和差分方程中使用了不同的工具变量组合,篇幅所限,其组合具体形式此处省略。a、b、c 为了方便列表,此处我们使用 Y 来表示相应的财政支出总量和科目指标变量名。d 此处标准差估计值在 Stata 软件进行 System GMM 估计时自动省略了。

观察表 2 中显著的回归结果,我们有如下发现。

首先,中国各省份人均实际本级财政支出总量和行政管理费支出都呈现出了显著的策略替代特征。回归结果(1)显示,各省区当年的人均实际本级财政支出总量与该省份上一年空间滞后的人均实际本级财政支出总量之间存在着显著的跨期策略替代特征。当上一年本省份之外其他省份以空间距离加权平均的人均实际本级财政支出总量增加或减少 1%时,会导致当年本省份人均实际本级财政支出总量反向减少或增加 0.359%。这一结论和邵军(2007)关于支出总量策略互补的发现不同,而导致这种结论的差异来自不同的计量模型设置、回归方法选择

以及指标构造上。与邵军(2007)相比,我们使用的空间计量模型考虑的控制变量更加全面,同时考虑了符合我国预算制度特点的时间滞后变量;我们使用的系统广义矩估计法也比极大似然估计法更加科学;我们构造的变量不仅考虑了通货膨胀的影响,而且逐年调整方法考虑了宏观经济变动带来的冲击,也保证了回归模型(1)两边变量口径的一致。因此,我们关于省份财政支出总量策略替代的发现更为可靠一些。类似地,回归结果(6)显示,各省份当年的人均实际行政管理费用支出与该省份上一年空间滞后的人均实际行政管理费用支出之间也存在着显著的跨期策略替代特征。当上一年本省份之外其他省份以空间距离加权平均的人均实际省区行政管理费用支出增加或减少 1%时,会导致当年本省份人均实际行政管理费用水平反向减少或增加 0.258%。

其次,中国各省份人均实际基本建设支出、教育支出、科学支出、医疗卫生支出、预算外支出都表现出了显著的策略互补特征。回归结果(2)显示,各省份当年的人均实际基本建设支出与该省份上一年空间滞后的人均实际基本建设支出之间存在着显著的跨期策略互补特征。当上一年本省份

份之外其他省份以空间距离加权平均的人均实际省区基本建设支出增加或减少1%时,会导致当年本省份人均实际基本建设支出同向增加或减少0.886%。这一发现与李永友和沈坤荣(2008)、邵军(2007)的发现相似。回归结果(3)显示,各省份当年的人均实际教育支出与该省份上一年空间滞后的人均实际教育支出之间存在着显著的跨期策略互补特征。当上一年本省份之外其他省份以空间距离加权平均的人均实际省份教育支出增加或减少1%时,会导致当年本省份人均实际教育支出同向增加或减少0.242%。回归结果(4)显示,各省份当年的人均实际科学支出与该省份上一年空间滞后的人均实际科学支出之间存在着显著的跨期策略互补特征。当上一年本省份之外其他省份以空间距离加权平均的人均实际省份科学支出增加或减少1%时,会导致当年本省份人均实际科学支出同向增加或减少0.194%。回归结果(5)显示,各省份当年的人均实际医疗卫生支出与该省份上一年空间滞后的人均实际医疗卫生支出之间存在着显著的跨期策略互补特征。当上一年本省份之外其他省份以空间距离加权平均的人均实际省份医疗卫生支出增加或减少1%时,会导致当年本省份人均实际医疗卫生支出同向增加或减少0.468%。这些发现与李永友和沈坤荣(2008)和邵军(2007)都不同。与他们相比,我们在计量模型设置、回归方法选择以及指标构造上都考虑得更加全面,而且我们对教育、医疗卫生和科学支出的细分考虑了这些支出的差异性,因此我们的结论更为可靠一些。回归结果(7)显示,各省份当年的人均实际预算外支出与该省份当年空间滞后的人均实际预算外支出之间存在着显著的跨期策略互补特征。当本年度本省份之外其他省份以空间距离加权平均的人均实际省份预算外支出增加或减少1%时,会导致当年本省份人均实际预算外支出同向增加或减少0.790%。

第三,中国各省份人均实际本级财政支出总量、基本建设支出和行政管理费支出都存在着显著的时间上的路径依赖特征。回归结果(1)显示,各省份当年的人均实际本级财政支出总量与该省份上一年的人均实际本级财政支出总量之间存在着显著的路径依赖特征。当上一年本省份的人均实际本级财政支出总量增加或减少1%时,会导致当年本

省份同一指标同向增加或减少0.982%。回归结果(2)显示,各省份当年的人均实际基本建设支出与该省份上一年的人均实际基本建设支出之间也存在着显著的路径依赖特征。当上一年本省份的人均实际基本建设支出增加或减少1%时,会导致当年本省份同一指标同向增加或减少0.628%。类似地,回归结果(6)显示,各省份当年的人均实际行政管理费支出与该省份上一年的人均实际行政管理费支出之间也存在着显著的路径依赖特征。当上一年本省份的人均实际行政管理费支出增加或减少1%时,会导致当年本省份同一指标同向增加或减少0.004%。

此外,我们还得到了以下关于各种控制变量对各种省份财政支出指标的显著回归发现。

回归结果(1)显示,各省份14~65岁的壮年人口比例和城市化水平都显著降低了该省份当年的人均实际本级财政支出总量。当各省份14~65岁的壮年人口比例增加或减少1%时,会导致本省份人均实际本级财政支出总量反向减少或增加2.992%;当各省份以本地区非农业人口在其总人口中的比例衡量的城市化水平增加或减少1%时,会导致本省份人均实际本级财政支出总量反向减少或增加0.137%。

回归结果(2)显示,各省份14岁以下的幼年人口比例、14~65岁的壮年人口比例和产业结构都显著降低了该省份的人均实际基本建设支出。当各省份14岁以下的幼年人口比例增加或减少1%时,会导致本省份人均实际基本建设支出反向减少或增加4.206%;当各省份14~65岁的壮年人口比例增加或减少1%时,会导致本省份人均实际基本建设支出反向减少或增加19.134%;当各省份以本地区第一产业占国内生产总值的比重衡量的产业结构增加或减少1%时,会导致本省份人均实际基本建设支出反向减少或增加1.504%。

回归结果(3)显示,各省份的人均实际国内生产总值显著提高了该省份的人均实际教育支出,而城市化水平的作用却截然相反。当各省份人均实际国内生产总值增加或减少1%时,会导致本省份人均实际教育支出同向增加或减少0.626%;而当各省份以本地区非农业人口在其总人口中的比例衡量的城市化水平增加或减少1%时,会导致本省份人

均实际教育支出反向减少或增加 0.252%。

回归结果(5)显示,各省份的人均实际国内生产总值显著降低了该省份的人均实际医疗卫生支出。当各省份人均实际国内生产总值增加或减少 1%时,会导致本省份人均实际医疗卫生支出反向减少或增加 0.387%。

回归结果(6)显示,各省份的人口密度和 14 岁以下的幼年人口比例显著降低了该省份的人均实际行政管理费支出,而 65 岁以上的老年人口比例和就业率的作用却截然相反。当各省份的人口密度增加或减少 1%时,会导致本省份人均实际行政管理费支出反向减少或增加 0.477%;当各省份 14 岁以下的幼年人口比例增加或减少 1%时,会导致本省份人均实际行政管理费支出反向减少或增加 0.389%。完全不同的是,当各省份 65 岁以上的老年人口比例增加或减少 1%时,会导致本省份人均实际行政管理费支出同向增加或减少 0.048%;当各省份以城乡就业人口在总人口中的比重衡量的就业率增加或减少 1%时,会导致本省份人均实际行政管理费支出同向增加或减少 0.723%。

回归结果(6)显示,各省份的人力资本水平显著提高了该省份的人均实际预算外支出。当各省份以该地区高等学校在校学生数在总人口中的比例衡量的人力资本水平增加或减少 1%时,会导致本省份人均实际预算外支出同向增加或减少 2.794%。

最后,表 2 汇报了有关的 AR(1)、AR(2)、Hansen 检验。AR(1)检验针对的是一阶差分方程中的残差项是否存在显著为负的一阶序列相关,而 AR(2)检验针对的是一阶差分方程中的残差项是否存在显著的二阶序列相关。在原始方程的残差项不存在序列相关的原假设下,AR(1)检验结果应该是显著的,而 AR(2)检验结果应该是不显著的。此外,Hansen 检验的原假设是系统广义矩估计过程中所使用的工具变量是有效的。因此,我们的 AR(1)、AR(2)、Hansen 检验结果都说明系统广义矩估计法的使用是恰当的。

六、进一步的讨论和结论

基于 1999~2005 年中国 29 个省级行政区面板数据的空间计量模型回归结果显示,中国的省级政府财政支出之间的确存在着一定程度的策略互动。

不过,这种策略互动和通常国外文献中的结果不一致。本文的回归结果表明,基于当年的数据视角,地方政府之间并不存在显著的策略互动;但如果考虑滞后一年的情形,这种策略互动就变得显著起来,并且还同时表现出支出上的路径依赖特征。之所以出现这种情形,是因为我国各地区每年的实际财政支出虽然会根据每年的实际情况进行调整,但很大程度上依赖年度预算,而按照《预算法》的规定,财政预算是每年第一季度由人代会审批,这就意味着第一季度政府的财政支出只能延续上年的思路。同时,财政预算在制定的过程中有 3 个主要依据:上年预算执行情况、本年可能的社会经济形势、中央政府的相关要求,这 3 个依据也会导致每年实际财政支出和上年的数据有关。也就是说,如果我国地方政府之间存在支出上的策略互动,那么每个地方政府所考虑的参考变量应该是本区和邻区政府上年的支出数据。

那么我国地方政府之间出现的支出上的策略互动究竟是哪种类型?本文很难做出准确判断。这些策略互动可能来自中国式的标尺竞争,也可能来自标准的溢出效应,还可能来自多级政府下考核制度的激励效应。由于缺乏相关信息进行甄别,我们无法准确辨析各种效应的实际作用,但毋庸置疑的是,我国地方政府之间的确存在一定程度的支出竞争。这从回归结果中可以反映出来。

首先,各省份人均本级财政支出总量和行政管理费支出表现出显著的策略替代特征。支出总量表现出策略替代表面上看难以理解,因为不符合溢出效应的特征。但就我国的实际情况来说,一个省份的支出总量是作为中央政府考核地方政府的重要依据,地方政府以中央政府的考核意图为评价标准,无需考虑当地居民的公共品需求。那么在总量上如果某个地方政府采取相对少的支出策略,就可以在相对绩效考核体系中显示出某种节约资源或者理财能力,这可以作为政绩的一部分。因此,如果地方政府采取这种逻辑,反映到支出总量上来,表现出一定程度的策略替代就顺理成章了。类似的逻辑也体现在行政管理费支出上。行政管理费是政府效率的反映,该项支出越多,说明政府效率越低,机构越臃肿。特别是行政管理费经常被认为是对纳税人税收的浪费,是一种“坏”的支出。因此,在这种观

念的指导下,中央政府的考核意图必然是对行政管理费尽可能压缩的。反映到地方政府的策略上来,也就会体现出节约的策略。如果地方政府体会到上级政府对行政管理费的意图,就会出现策略替代情形。

其次,各省份人均本级基本建设、教育、科学、医疗卫生和预算外支出都表现出显著的策略互补特征。在基建支出方面,地方政府之间显著的策略互补的结论和张军等(2007)、傅勇和张晏(2007)、傅勇(2007)的看法一致。他们发现,分权可能激励地方政府过度投资基础设施,并导致地方政府支出结构的扭曲。即我国现行的相对绩效考核制度以及任期制度会激励地方政府在财政支出中更偏向经济建设类项目,而不是那些具有长期效应的社会性项目。考核制度是针对所有地方政府的,因此所有地方政府都会出现这种偏向,从而在结果上体现为基建支出的策略互补。我们的结果也间接支持了周黎安(2004,2007)的理论推测。

就教育和医疗卫生等社会性支出以及科学支出而言,虽然在我国特定的政府体制下,地方政府可以不直接通过支出反映当地居民的公共品需求,但中央政府会通过考核来激励地方重视增进当地居民的福利。因此,地方政府虽然存在公共支出的偏向,但在这些支出方面,还是采取了策略互补型行为,以满足中央政府的考核要求。

预算外支出可以视为地方政府支出方面的真正意义上的自主竞争。尽管近年来预算外收支已经纳入预算管理,但对地方政府来说,预算外支出是极富弹性的,地方政府对该项支出的主动性较大。各地方政府无论是出于公共利益的目的,还是一些官员出于各自私利的目的,都可能通过预算外支出来实现。因此,在这种背景下,预算外支出就成为地方政府竞争的重要手段。各个地方政府通过在预算外支出方面的攀比和模仿来增加自身在要素市场上的竞争力,从而导致该项支出的策略互补特征。进一步地,由于预算外支出不纳入预算方案中,是可以灵活调整的,因此不同于其他预算管理的支出科目时间上滞后的空间策略互动特征,各省级政府预算外支出的策略互补是发生在同一时期的。

当然,我们的研究也仅是一个初步的进展,还有许多需要进一步讨论之处。首先,我们仅仅讨论

了部分主要的支出科目,但对于同样重要的一些科目没有加以讨论,比如考虑到数据问题和目前的发展状况,本文没有考虑社会保障。其次,本文在计算人均支出时,忽略了流动人口及其形成的常住人口,从而可能导致计量误差。再次,本文所使用的省级数据存在诸多干扰因素,比如农业人口的大量存在以及各地区禀赋差异等。如果重点讨论城市政府之间的竞争,可能效果更好。最后,本文所采取的年份并不能涵盖分税制前后的全部时期,这就无法解释分税制所带来的地方政府支出竞争的变化。尽管以上所有这些本文未能充分考虑之处并不对我们的结论产生实质性的损害,但它们也应该是研究中国政府财政支出竞争的学者今后需要重点关注的,也是我们未来的研究主题。

(作者单位:李涛,中央财经大学经济学院;周业安,中国人民大学经济学院;责任编辑:蒋东生)

注释

①本文与李涛和周业安(2008)一文是互为基础、互为支撑、互为补充的关系。一方面,李涛和周业安(2008)探讨了政府间支出竞争对于经济增长的影响。该文立论并进行经验研究的一个重要基础就是中国地方政府间财政支出的确存在着竞争,而这正是本文和其他相关研究所发现的。但是,李涛和周业安(2008)一文的着眼点是经济增长效应,分析思路是:给定地方政府间存在着支出竞争,那么如何从经济增长角度来评判各种支出竞争的增长效应?另一方面,本文分析的是政府间支出竞争是否存在和具体的表现形式,这一主题的背后所隐含的是政府间支出竞争有其存在的原因。正如我们在导言中所指出的,除了地方政府决策者寻租和自利的动机外,为了推动本地经济增长是政府间进行支出竞争的一个主要目标。李涛和周业安(2008)一文的确发现地方政府间支出竞争会影响经济增长,因此地方政府会为增长而进行支出竞争。从这个意义上讲,李涛和周业安(2008)一文又构成了本文立论和进行经验研究的一个重要基础。在此基础上,本文的着眼点是对于地方政府间财政支出竞争是否存在以及具体性质的判定。考虑到两篇文章都属于实证研究类型,因此两篇文章各自的结论不仅给对方提供了研究基础,有关的经验发现更是为这种互为基础式的研究提供了支撑和补充。感谢匿名审稿人提醒我们注意这一点。

②模型(1)中对于滞后一年的财政支出和空间滞后后财政支出变量的引入还考虑到了我国财政预算制度的特点,而这是以往研究中国财政支出竞争的文献所忽略的。在回归结果的进一步讨论中,我们将对此进行深入阐述。

③具体的有限样本调整方法以及相应的计量经济学原理参见Windmeijer(2005)。

④除了控制各种变量的内生性可能外,针对面板数据模型(1)所采用的系统广义矩估计法还可以解决两个空间自回归模型中常见的问题,即可能存在的残差项中的空间依赖性、解释变量和残差项相关的可能性,进而提高回归系数估计的效率(Brueckner,2003)。

⑤虽然这3组年龄结构变量之和为1,因此在回归分析中直接使用这3组变量会导致多重共线性问题。但是正如下文中所指出的,我们在回归分析中使用的是这3组变量的自然对数形

式,因此三者之和并不为1,不会导致多重共线性问题。自然对数形式的变量设定使得我们只有同时考虑3组年龄结构变量才能完整反映整个居民的年龄构成。感谢匿名审稿人就此对我们的提醒。

⑥需要强调的是,《中国统计年鉴》提供的城镇居民登记失业率指标强调的是“非农业人口”和“在当地就业机构登记”等限定条件,并不能反映真正的失业率水平进而就业率水平。因此,我们直接使用 employed_ratio,即各地区城乡就业人员在其总人口中的比重来测度该地区的就业率。

⑦考虑到我国的工业化现状,采用第一产业GDP占总GDP的比重来反映一个地区的产业结构现状,是文献中比较常用的做法,如周业安、冯兴元、赵坚毅(2004)和王守坤、任保平(2008)。这一指标可以大致显示各地区的工业化现状和对自然资源的依赖程度。从我们所研究的主题看,第一产业的相对比重对地方政府的支出偏向会产生较大影响,而相对来说第二和第三产业属于竞争性行业,和地方政府的财政支出之间的关系不是很紧密。所以本文采取第一产业比重作为变量之一。根据发展经济学和公共经济学的一般性结论,一般情况下,这一产业结构指标是与地区经济发展水平以及非农财政支出成反比的。感谢匿名审稿人就此对我们的提醒。

⑧自然对数形式的被解释变量和解释变量使得计量模型(1)中的各种回归系数反映的是经济学意义上的弹性。

⑨考虑到不同的空间权重矩阵对实证分析结果的可能影响,我们也使用了文献中常见但空间形式考虑较为简单的一阶和二阶相邻矩阵。主要的回归结果没有发生改变。

⑩在进行回归分析之前,我们还对7种省级政府财政支出总量和科目指标进行了空间相关性检验。尽管Moran's I和Geary's C的检验结果都揭示了这些省级政府财政支出种类之间都存在着显著的策略互补(即模仿效应),但是这些空间相关性检验结果仅仅针对的是各省份当年同期的各种财政支出的空间策略性互动关系,而且并没有考虑其他可能影响这些变量的因素,因此得到的空间相关性结论可能是不可靠的。精确的省份政府财政支出总量和科目的当年和滞后一年的空间相关性结果需要对模型(1)进行实证分析来获得。篇幅所限,我们省略了这些空间相关性检验结果的汇报。

⑪篇幅所限,此处没有汇报具体的检验结果。

参考文献

(1)傅勇:《中国式分权、地方财政模式与公共物品供给:理论与实证研究》,复旦大学博士学位论文,2007年。
(2)傅勇、张晏:《中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价》,《管理世界》,2007年第3期。
(3)李永友、沈坤荣:《辖区间竞争、策略性财政政策与FDI增长绩效的区域特征》,《经济研究》,2008年第5期。
(4)李涛、周业安:《财政分权视角下的支出竞争和中国经济增长》,《世界经济》,2008年第11期。
(5)平新乔、白洁:《中国财政分权和地方公共物品的供给》,《财贸经济》,2006年第2期。
(6)邵军:《地方财政支出的空间外部效应研究》,《南方经济》,2007年第9期。
(7)王守坤、任保平:《中国省级政府间财政竞争效应的识别与解析:1978~2006年》,《管理世界》,2008年第11期。
(8)张军、高远、傅勇、张弘:《中国为什么拥有了良好的基础设施?》,《经济研究》,2007年第3期。
(9)周黎安:《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设长期存在的原因》,《经济研究》,2004年第6期。
(10)周黎安:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》,2007年第7期。
(11)周黎安、李宏彬、陈烨:《相对绩效考核:中国地方官员

晋升机制的一项经验研究》,《经济学报》,2005年第1卷第1辑。
(12)周业安、冯兴元、赵坚毅:《地方政府竞争与市场秩序的重构》,《中国社会科学》,2004年第1期。
(13)周业安、章泉:《财政分权、经济增长和波动》,《管理世界》,2008年第3期。
(14)Arellano, M. and S. Bond, 1991, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277~297.
(15)Baicker, K., 2005, "The Spillover Effects of State Spending", *Journal of Public Economics*, 89, pp.529~544.
(16)Blundell, R. and S. Bond, 1998, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 87, pp.115~143.
(17)Borck, R., M. Caliendo and V. Steiner, 2007, "Fiscal Competition and the Composition of Public Spending: Theory and Evidence", *FinanzArchiv (Public Finance Analysis)*, 63, pp.264~277.
(18)Case, A., Hines and H. Rosen, 1993, "Budget Spillovers and Fiscal Policy Interdependence", *Journal of Public Economics*, 52, pp. 285~307.
(19)Coughlin, C., T. Garrett and R. Hernandez-Murillo, 2006, "Spatial Dependence in Models of State Fiscal Policy Convergence", Working Paper No. 006-001B, FRB of St. Louis.
(20)Ermini, B. and R. Santolini, 2007, "Horizontal Interaction on Local Councils' Expenditures. Evidence from Italy", Working Paper, SEA Conference, Cambridge University, UK.
(21)Freret, S., 2006, "Spatial Analysis of Horizontal Fiscal Interactions on Local Public Expenditures: the French Case", Paper presented at International Workshop on Spatial Econometrics and Statistics, Rome.
(22)Hsiao, C., 2007, "Panel Data Analysis - Advantages and Challenges", *TEST*, 16, pp.1~22.
(23)Kelejian, H. and D. Robinson, 1993, "A Suggested Method of Estimation for Spatial Interdependent Models with Auto-Correlated Errors, and an Application to a County Expenditure Model", *Papers in Regional Science*, 72, pp.297~312.
(24)Lundberg, J., 2006, "Spatial Interaction Model of Spillovers from Locally Provided Public Services", *Regional Studies*, 40, pp.631~644.
(25)Madariaga, N. and S. Poncet, 2007, "FDI in Chinese Cities: Spillovers and Impact on Growth", *World Economy*, 30, pp.837~862.
(26)Revelli, Federico, 2002, "Testing the Tax Mimicking versus Expenditure Spill-over Hypotheses Using English Data", *Applied Economics*, 34, pp.1723~1731.
(27)Roodman, D., 2006, "How to Do xtabond2: An Introduction to 'Difference' and 'System' GMM in Stata", Working Papers 103, Center for Global Development.
(28)Schaltegger, C. and S. Zemp, 2003, "Spatial Spillovers in Metropolitan Areas: Evidence from Swiss Communes", Management and the Arts (CREMA) Working Paper No.2003-06, Center for Research in Economics.
(29)Shelton, C., 2007, "The Size and Composition of Government Expenditure", *Journal of Public Economics*, 91, pp. 2230~2260.
(30)Windmeijer, F., 2005, "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimators", *Journal of Econometrics*, 126, pp.25~51.